

Validación al castellano de la escala sobre competencia del entrenador

Inmaculada González-Ponce¹, Ruth Jiménez Castuera*, Francisco Miguel Leo Marcos**, David Sánchez-Oliva*, Juan José Pulido González* y Tomás García-Calvo*

VALIDATION INTO SPANISH OF THE ATHLETES' PERCEPTIONS OF COACHING COMPETENCY SCALE

KEYWORDS: competence, satisfaction, football, gender.

ABSTRACT: The aim of the study was to develop a validation into Spanish of the of the scale carried out by Myers, Chase, Beauchamp, and Jackson (2010) about coach' competence (Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams: APCCS II-HST). The sample was formed by 581 players, whom 356 athletes were male and 225 individuals were female, ranging in age from 18 to 39 years old ($M = 24.51$; $SD = 3.73$). After analyzing different measurement models, the results indicate that Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) structure the first-order is the best fit for the data, showing correlations lower between factors. In addition, the scale showed adequate internal consistency and concurrent validity through relationships with coach satisfaction, and was shown to be invariant for players of both genders. Thus, coaches and sport psychologists might use this scale to measure each of the instruments' dimensions of coaching competency in high performance athletes.

Los entrenadores son considerados personas influyentes en la vida de los deportistas, que pueden contribuir a modificar los comportamientos de los jugadores, desarrollar un adecuado estado emocional, así como mejorar su rendimiento (Bandura, 1997; De Backer et al., 2011; Horn, 2002). De este modo, las competencias adquiridas por los entrenadores, y más si cabe la percepción de los deportistas sobre las competencias del entrenador pueden tener un impacto positivo sobre los deportistas, ya que puede favorecer una mayor satisfacción con el entrenador, comportamientos más eficaces en sus jugadores y por tanto, un mayor rendimiento (Chou, Lin, Chang, y Chuang, 2013; García-Calvo et al., 2014; Horn, 2002; Myers, Beauchamp, y Chase, 2011). De esta manera, la percepción de los jugadores sobre la forma en la que su entrenador enseña, transmite sus conocimientos, motiva o gestiona el grupo a través de sus competencias puede ser determinante en un equipo deportivo (Alfermann, Lee, y Würth, 2005). Por ello, resulta importante el desarrollo de herramientas válidas y adecuadas que permitan valorar la percepción de los deportistas respecto a la competencia del entrenador, planteamiento que llevó a desarrollar el trabajo que aquí se presenta.

Dentro de este tópico de estudio, existen diversas teorías que han tratado de explicar las características de este constructo. Por un lado, basándose en la teoría de autoeficacia de Bandura (1986, 1997), la eficacia del entrenador fue desarrollada por Feltz, Chase, Moritz, y Sullivan (1999) como marco de referencia. En este sentido, Feltz et al. (1999) definieron la eficacia del entrenador como el grado en el cual estos creen que tienen la capacidad de influir en el aprendizaje y el rendimiento de sus atletas. Además, este constructo ha sido tratado con carácter multidisciplinar formado concretamente por cuatro factores: motivación, estrategia en el juego, técnica y formación del carácter. En base a esto, Feltz et al. (1999) desarrollaron la Coaching Efficacy Scale (CES), teniendo como referencia instrumentos desarrollados con anterioridad

(CBAS: Smith, Smoll, y Hunt, 1977; LSS: Chelladurai y Saleh, 1978, 1980; DQS: Chelladurai y Arnott, 1985; CEQ: Rushall y Witznuk, 1985; CBQ Kenow y Williams, 1992). La escala de competencia del entrenador realizada por Feltz et al. (1999) evaluaba la creencia del entrenador en su habilidad para influir en el aprendizaje y el rendimiento del deportista. Dicha escala está formada por cuatro factores (motivación, estrategia de juego, técnica y construcción del carácter). Posteriormente, Myers, Feltz, Chase, Reckase, y Hancock (2008) teniendo como referencia la escala desarrollada por Feltz et al. (1999), crearon el instrumento CES II-HST, distribuido en cinco factores, los cuatro factores anteriores (motivación, estrategia de juego, técnica, construcción del carácter) y se añadió el factor condición física.

Sin embargo, como enfatiza Smoll y Smith (1989, p. 1527) "... los efectos finales que ejerce el comportamiento del entrenador están mediados por el significado que los jugadores les atribuyen", por lo que la evaluación del deportista sobre el comportamiento del entrenador es un constructo importante en el modelo de eficacia del entrenador (Horn, 2002). Por tanto, ambas escalas comentadas anteriormente (Feltz et al., 1999; Myers et al., 2008) tienen la gran limitación de que la competencia es evaluada por la percepción del propio entrenador y no por la percepción que tengan los jugadores sobre su competencia.

De esta manera, para suprimir esta limitación, Myers, Feltz, Maier, Wolfe, y Reckase (2006) consideraron que eran los jugadores los que tenían que evaluar la competencia de su entrenador. Para ello, definieron la competencia del entrenador como las evaluaciones de los jugadores sobre la capacidad de su entrenador para afectar al aprendizaje y rendimiento de los jugadores. A partir de aquí, desarrollaron la escala de competencia del entrenador (Coaching Competency Scale: CCS) que fue diseñada para valorar las evaluaciones de los deportistas sobre su entrenador en las diferentes áreas. Por lo tanto, el

¹ Correspondencia: Inmaculada González Ponce. Facultad de Ciencias de la Actividad Física y del Deporte (Cáceres). Universidad de Extremadura. Avda. Universidad, s/n 10003. Cáceres (España). Email: ingopo@unex.es.

Este estudio se ha realizado gracias a la aportación de la Consejería de Economía e Infraestructuras de la Junta de Extremadura a través del Fondo Social Europeo (FSE) mediante la convocatoria de «Ayudas para la Formación del Personal Investigador Predoctoral (PD12112)».

*Facultad Ciencias del Deporte (Cáceres). Universidad de Extremadura.

**Facultad de Formación del Profesorado (Cáceres). Universidad de Extremadura.

CCS es una variación de la escala de eficacia del entrenador desarrollada para medir las creencias de eficacia por parte del entrenador (CES: Feltz, Chase, Moritz, y Sullivan, 1999), y por tanto los factores que examinaba esta escala eran: competencia motivacional, competencia de estrategia de juego, competencia técnica y competencia de construcción del carácter.

A partir de aquí, Myers, Chase, Beauchamp, y Jackson (2010) realizaron un estudio con la finalidad de mejorar el instrumento anterior desarrollando la escala denominada *Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams* (APCCS II-HST), validada con deportistas adolescentes de siete deportes diferentes. La escala desarrollada mostró coeficientes de fiabilidad satisfactorios de todos los factores. Además, Myers et al. (2010) concluyeron con la existencia de un modelo multidimensional formado por cinco factores (competencia para motivar, competencia para dirigir la competición, competencia para enseñar, competencia para desarrollar el carácter y competencia para desarrollar la condición física) cuando el análisis era intra-equipo y un modelo unidimensional cuando el análisis era entre equipos. De esta manera, el instrumento desarrollado por Myers et al. (2010) está formado por diecisiete ítems, distribuido en cinco factores: 1) la competencia para motivar, definida como la evaluación de los atletas sobre la habilidad de su entrenador para afectar a su estado de ánimo y habilidades psicológicas; 2) la competencia para dirigir la competición, explicada como la evaluación de los atletas sobre la habilidad de su entrenador para dirigir a sus deportistas durante la competición; 3) la competencia para enseñar, entendida como la evaluación de los deportistas sobre la habilidad de su entrenador para usar sus habilidades educativas y de diagnóstico durante la práctica; 4) la formación del carácter, caracterizada por la evaluación de los deportistas sobre la habilidad de su entrenador para influir de forma positiva en el desarrollo de su carácter; y 5) la condición física, descrito como la evaluación de los deportistas sobre la habilidad de su entrenador para prepararlos físicamente para la participación en su deporte.

Como se ha comentado anteriormente, no se han encontrado instrumentos específicos que puedan medir estas variables en el contexto español, por lo que el desarrollo de este estudio permite avanzar en el cuerpo de conocimiento existente, ya que ofrece una escala en castellano encaminada a analizar la percepción de los jugadores sobre la competencia de su entrenador. Además, y siguiendo la perspectiva utilizada por Myers y colaboradores (Myers, 2013; Myers, Beauchamp, y Chase, 2011) el presente estudio incluye la comparación del tradicional Confirmatory Factor Analysis (CFA) con el novedoso Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM). Esta perspectiva es particularmente interesante cuando se evalúan las propiedades psicométricas de escalas multidimensionales donde los factores están altamente correlacionados (Asparouhov y Muthén, 2009; Marsh et al. 2009), como es el caso del cuestionario objeto del presente estudio.

De esta manera, el objetivo del estudio fue realizar una validación al castellano de la escala *Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams* desarrollada por Myers et al. (2010). Concretamente, se pretende analizar la validez factorial y concurrente del cuestionario, así como analizar la invarianza en función del género. Teniendo en cuenta los estudios anteriores (Myers, 2013; Myers et al., 2010, 2006), se plantearon las siguientes hipótesis de trabajo: 1) el modelo multidimensional de primer orden mostraría mejor ajuste que una estructura unidimensional; 2) el modelo multidimensional de primer orden ajustaría mejor a los datos que la estructura jerárquica de segundo orden; 3) la estructura ESEM mostraría

un mejor ajuste a los datos que el modelo CFA de primer orden, así como correlaciones entre factores más bajas; 4) los factores del cuestionario obtendrían una adecuada consistencia interna, 5) el cuestionario obtendría una adecuada validez concurrente, donde los factores de competencia se relacionarían de forma positiva con la satisfacción del entrenador, 6) el cuestionario se mostraría invariante en función del género.

Método

Participantes

La muestra del estudio estuvo formada por 581 jugadores de fútbol pertenecientes a 31 equipos profesionales de género masculino y femenino. Los participantes formaban parte de 18 equipos masculinos de Segunda División B y 13 equipos femeninos de Primera División Nacional. Concretamente, participaron en el estudio 356 jugadores de género masculino y 225 de género femenino, con edades comprendidas entre los 18 y los 39 años ($M = 24.51$; $DT = 3.73$).

En cuanto a las características de los entrenadores evaluados por sus deportistas indicar que todos eran de género masculino, con edades comprendidas entre los 25 y 55 años ($M = 40.36$; $DT = 7.77$). La experiencia como entrenador de fútbol abarcaba entre 3 y 25 años ($M = 11.12$; $DT = 7.72$); mientras que la experiencia en la categoría de Segunda División B o superior y Primera División femenina comprendía desde 1 a 10 años ($M = 2.73$; $DT = 2.81$).

Para seleccionar los participantes se utilizó el muestreo por selección intencionada en función de la categoría, la distribución geográfica y grupos en los que competían.

Instrumentos

Competencia del entrenador. Para valorar la competencia del entrenador se utilizó una adaptación al castellano del instrumento desarrollado por Myers et al., (2010: APCCS II-HST). Esta escala comenzaba por la frase introductoria "Cómo es la competencia de tu entrenador para...", seguido por un total de diecisiete ítems divididos en cinco factores: competencia para motivar (cuatro ítems; ej.: "motivar a los jugadores cuando compiten contra rivales débiles"), competencia para dirigir la competición (cuatro ítems; ej.: "realizar sustituciones adecuadas de jugadores durante la competición"), competencia para enseñar (cuatro ítems; ej.: "corregir errores técnico-tácticos durante los entrenamientos"), competencia para desarrollar el carácter (cuatro ítems; ej.: "promover eficazmente una adecuada deportividad en los jugadores"), y condición física (dos ítems, ej.: "evalúa con precisión la condición física de sus jugadores"). Teniendo en cuenta que en las categorías seleccionadas para este estudio, la condición física es responsabilidad del preparador físico y no del entrenador, se decidió suprimir este factor. El formato de respuesta empleado es una escala con un rango de 5 puntos, desde Incompetencia completa (1) a Competencia completa (5). En el Anexo 1 se puede ver el cuestionario.

Satisfacción con el entrenador. Para valorar la satisfacción con el entrenador, se utilizó una adaptación al castellano de la escala desarrollada por Myers, Beauchamp, y Chase (2011) validada por González-Ponce et al. (2015). El instrumento está formado por tres ítems, (ej.: "cuanto sabe tu entrenador de este deporte") con un formato de respuesta de una escala con un rango de 5 puntos, desde *Muy poco* (1) a *Mucho* (5).

Procedimiento

En primer lugar, la investigación fue aprobada por el Comité Ético de la Universidad. En cuanto a la traducción de los ítems, se siguieron las directrices indicadas por Hambleton y Kanjee (1995), donde todas las variables fueron traducidas del inglés al castellano por cuatro expertos de forma independiente. Posteriormente, se trataron las discrepancias de la traducción hasta desarrollar la versión española del instrumento.

Para llevar a cabo la recogida de los datos, se contactó con los clubes y entrenadores de los diferentes equipos de Segunda División B masculina y Primera División femenina para solicitarles la inclusión de sus equipos dentro del estudio. A su vez, se les informó acerca de los objetivos y procedimientos que se llevarían a cabo en caso de su disponibilidad para participar en la investigación.

Posteriormente, los jugadores/as también fueron informados acerca de los objetivos de la investigación, y se les comunicó que su participación era voluntaria y las respuestas realizadas serían tratadas confidencialmente. Los participantes cumplieron los cuestionarios en el vestuario, sin la presencia del entrenador, de manera individual y en un clima adecuado. El proceso duró aproximadamente 15 minutos. El investigador principal estuvo presente en el momento en que los jugadores/as completaban los cuestionarios, e insistió en la posibilidad de resolver cualquier tipo de duda que surgiese durante el proceso.

Análisis de los datos

En primer lugar, se analizaron una serie de modelos de medida con el objetivo de encontrar la mejor representación posible, utilizando para ello el software Mplus 7.3. (Muthén y Muthén, 1998 - 2015) y el método de estimación Weighted Least Squares Means (WLSM), debido a la naturaleza ordinal de los datos. En segundo lugar, se testaron tres modelos siguiendo la perspectiva del Análisis Factorial Confirmatorio (modelos 1-3). El modelo 1 estaba formado por los 15 ítems del cuestionario

y un único factor de primer orden. El modelo 2 lo formaban 15 ítems del cuestionario y los 4 factores de primer orden correlacionados. El modelo 3 tenía la misma estructura que el modelo anterior pero además se incluyó un factor global de segundo orden explicado por los 4 factores de primer orden. En todos estos modelos, las cargas factoriales de los ítems estaban restringidas a sus factores específicos. Por otro lado, a través del modelo 4 se estimó una estructura desde la perspectiva ESEM, en el cuál se utilizó una rotación target oblicua, en el que las cargas principales fueron libremente estimadas, mientras que las cargas cruzadas fueron estimadas para ser cercanas a 0 (Asparouhov y Muthén, 2009; Morin, Arens, y Marsh, 2016).

Para evaluar cuál de los modelos anteriormente planteados presentaba mejor ajuste, se utilizaron los siguientes índices: χ^2 (Chi-Cuadrado), *gl* (Grados de libertad), *CFI* (índice de bondad de ajuste comparativo), *TLI* (Índice de Tucker-Lewis), *RMSEA* (raíz del residuo cuadrático promedio de aproximación). Puntuaciones superiores a .90 para los índices incrementales como CFI e TLI pueden ser aceptables, y valores superiores a .95 se consideran excelentes (Hu y Bentler, 1999). Por otra parte, el modelo se estima que tiene un buen ajuste si el *RMSEA* es inferior a .08 (Cole y Maxwell, 1985).

Posteriormente, fue analizada la consistencia interna. Además, se analizó la validez concurrente del instrumento, incluyendo los ítems pertenecientes a la variable satisfacción con el entrenador, a través de un análisis de correlaciones desateñadas. Por último, a partir del mejor modelo de medida obtenido en el paso anterior, se realizó un análisis de invarianza en función del género a través de la siguiente secuencia de modelos (Millsap, 2011): (1) invarianza configural; (2) invarianza débil (invarianza de las cargas factoriales principales y cruzadas); (3) invarianza fuerte (invarianza de las cargas factoriales principales y cruzadas e interceptos); (4) invarianza estricta (invarianza de las cargas factoriales principales y cruzadas, interceptos y unicidades); (5) invarianza de varianza-covarianza (invarianza

	χ^2	gl	p	CFI	TLI	RMSEA (90% IC)	ΔCFI	ΔTLI	$\Delta RMSEA$
Modelos de medida									
Modelo 1. Un factor de primer orden	707.005	90	<.001	.973	.968	.109 (.101 - .116)			
Modelo 2. Cuatro factores de primer orden	454.974	84	<.001	.980	.984	.087 (.079 - .095)			
Modelo 3. Modelo jerárquico de segundo orden	524.050	86	<.001	.981	.976	.094 (.086 - .101)			
Modelo 4. Cuatro factores de primer orden (ESEM)	204.742	51	<.001	.993	.986	.072 (.062 - .082)			
Análisis de Invarianza en función del género									
Modelo 5. Invarianza configural	217.259	102	<.001	.989	.977	.062 (.051 - .074)	-	-	-
Modelo 6. Invarianza débil	263.476	146	<.001	.989	.984	.053 (.042 - .063)	.000	.007	-.009
Modelo 7. Invarianza fuerte	290.914	187	<.001	.990	.989	.044 (.034 - .053)	.001	.005	-.009
Modelo 8. Invarianza estricta	293.586	202	<.001	.991	.991	.040 (.029 - .049)	.001	.002	-.004
Modelo 9. Invarianza de varianza-covarianza	285.036	212	<.001	.993	.993	.034 (.023 - .044)	.001	.002	-.006
Modelo 10. Invarianza de medias latentes	281.092	216	<.001	.994	.994	.032 (.020 - .042)	.001	.001	-.002

Tabla 1

Índices de ajuste obtenidos en los modelos testados.

de las cargas factoriales principales y cruzadas, interceptos, unicidades y varianzas-covarianzas latentes); (6) invarianza de medias latentes (invarianza de las cargas factoriales principales y cruzadas, interceptos, unicidades, varianzas-covarianzas latentes y medias latentes). Los diferentes modelos anidados fueron comparados a partir de los cambios en los índices de ajuste, considerando como evidencias de invarianza factorial incrementos en CFI y TLI inferiores a .010, así como incrementos en RMSEA inferiores a .015 (Cheung y Rensvold, 2002).

Resultados

Análisis de modelos de medida

Los resultados obtenidos en los índices de ajuste para los diferentes modelos de medida se muestran en la parte superior de la tabla 1. El modelo formado por un único factor de primer orden mostró un excelente ajuste en términos de CFI y TLI (CFI = .973 y TLI = .950), mientras que el RMSEA mostró valores superiores a los recomendables. En cuanto a las cargas factoriales, todos los ítems obtuvieron altas cargas factoriales (λ entre .551 y .791; $p < .001$). Seguidamente, se analizó un modelo formado por 4 factores de primer orden, el cual mostró un ajuste sensiblemente mejor que el modelo anterior (CFI = .980; TLI = .984; RMSEA = .087) y cargas factoriales altas y significativas en todos los factores específicos (λ entre .593 y .831; $p < .001$). Las correlaciones entre los factores de primer orden se muestran en la tabla 3, donde se puede apreciar cómo oscilaron entre $r = .795$ y $r = .925$ ($p < .001$).

El siguiente modelo (jerárquico de segundo orden) mostró un ajuste similar al modelo anterior (CFI = .981, TLI = .976; RMSEA = .094). Todos los ítems presentaron cargas factoriales altas y significativas sobre los factores de primer orden (λ entre .592 y .832; $p < .001$). Además, los factores de primer orden obtuvieron cargas factores sobre el factor de segundo orden entre .893 y .935 ($p < .001$).

Por último, se analizó una estructura ESEM con cuatro factores de primer orden, la cual reflejó mejores índices de ajuste que los tres modelos anteriores (CFI = .993, TLI = .986; RMSEA = .072). En la Tabla 2 se muestran la cargas factoriales estandarizadas de esta solución, encontrando: (1) cargas factoriales principales entre .320 y .753 ($p < .001$) para el factor competencia para motivar, con cargas cruzadas superiores a .200 en el ítem cinco para los factores competencia para dirigir la competición y competencia para desarrollar el carácter, y los ítems nueve y doce para el factor competencia para desarrollar el carácter; (2) cargas factoriales principales entre .269 y .785 ($p < .001$) para el factor competencia para dirigir la competición, con cargas cruzadas superiores a .200 en el ítem seis para el factor competencia para motivar, el ítem diez para los factores competencia para motivar y competencia para desarrollar el carácter, y el ítem 13 para el factor competencia para enseñar; (3) cargas factoriales principales entre .375 y .818 ($p < .001$) para el factor competencia para enseñar, con cargas cruzadas superiores a .200 en el ítem tres para el factor competencia para dirigir la competición; y (4) cargas factoriales principales entre .178 y .649 ($p < .001$) para el factor competencia para desarrollar el carácter, con cargas cruzadas superiores a .200 en el ítem ocho para los factores competencia para motivar y competencia para enseñar. No obstante, como se aprecia en la tabla 2, tan sólo en los ítems ocho y diez, las cargas cruzadas fueron superiores a las cargas principales.

Ítem	CM	CDC	CE	CDCA
Competencia para motivar				
1	.753***			
5	.320***	.286***		.276***
9	.576***			.202***
12	.454***			.205***
Competencia para dirigir la competición				
2		.785***		
6	.206***	.432***		
10	.297***	.269***		.240***
13		.473***	.372***	
Competencia para enseñar				
3		.418***	.375***	
7			.818***	
11			.676***	
14			.550***	
Competencia para desarrollar el carácter				
4				.632***
8	.525***		.405***	.78***
15				.649***

Tabla 2

Cargas factoriales estandarizadas del modelo ESEM de primer orden.

Nota. CM = Competencia para motivar; CDC = Competencia para dirigir la competición; CE = Competencia para Enseñar; CDCA = Competencia para Desarrollar el Carácter

*** = $p < .001$. Nota: Por razones de simplificación, las cargas cruzadas inferiores a $|\lambda| \geq .20$ no se muestran en la tabla.

Estadísticos descriptivos, normalidad, consistencia interna y validez concurrente

En primer lugar, los diferentes factores de la competencia presentan puntuaciones altas en sus medias (competencia para motivar $M = 4.06$; $DT = .66$; competencia para dirigir la competición $M = 3.97$; $DT = .62$; competencia para enseñar $M = 4.17$; $DT = .64$; competencia para desarrollar el carácter $M = 4.11$; $DT = .62$). Asimismo, tras el análisis, los valores de asimetría y curtosis oscilaron entre $-.76$ y $.58$. Por otro lado, los coeficientes de fiabilidad de todos los factores fueron satisfactorios, registrando puntuaciones por encima del criterio de .70 determinado para escalas del dominio psicológico (Nunnally, 1978). Solo el factor de competencia para desarrollar el carácter de los jugadores, mostró un coeficiente de fiabilidad de .66 que puede ser aceptable en este caso, ya que la escala está compuesta por un número reducido de ítems (Hair, Black, Babin, Anderson, y Tatham, 2006).

Para confirmar la evidencia concurrente, se introdujo la percepción de satisfacción con el entrenador, ya que es una de las variables que ha sido asociada a la competencia del entrenador (Myers et al., 2011). Para ello, a partir del mejor modelo de medida obtenido en los análisis previos, se analizaron las correlaciones entre los factores de la competencia del entrenador y la satisfacción con éste. En este sentido, todos los factores del instrumento de competencia del entrenador mostraron correlaciones positivas

y significativas con la satisfacción con el entrenador ($r_{\text{competencia para motivar}} = .635$; $r_{\text{competencia para dirigir la competición}} = .805$; $r_{\text{competencia para enseñar}} = .400$; $r_{\text{competencia para desarrollar el carácter}} = .582$; $p < .001$).

Análisis de la invarianza factorial

A partir del mejor modelo de medida obtenido en los análisis previos (Modelo 4; ESEM), se analizó la invarianza de la estructura factorial en función del género de los participantes. Los resultados obtenidos en los diferentes modelos con restricciones se muestran en la parte inferior de la tabla 1. El modelo configural obtuvo un excelente ajuste a los datos ($CFI = .989$, $TLI = .977$, $RMSEA = .062$). Del mismo modo, ninguno de los modelos anidados (modelos 6 – 10) presentó un decremento en los resultados del ajuste en base a las recomendaciones (ΔCFI and $\Delta TLI \geq .01$, $\Delta RMSEA \geq .015$), apoyando con ello la invarianza factorial del instrumento en función del género.

Discusión

El objetivo de este trabajo fue realizar una adaptación y validación al castellano de la escala diseñada por Myers et al. (2010) para medir la percepción de competencia del entrenador que tenían los jugadores. Para ello se testaron diferentes modelos con lo que se pretendía obtener una escala válida, fiable y que se comportara de igual forma tanto en el género masculino como femenino.

La primera hipótesis postulaba que el instrumento actuaría de manera multidimensional, basándonos en investigaciones desarrolladas anteriormente (Myers et al., 2010, 2006; Myers, 2013). Para ello, se comparó una estructura unidimensional (modelo 1) con una estructura formada por cuatro factores de primer orden (modelo 2). Los resultados muestran que el Modelo 2, formado por cuatro factores de primer orden (competencia para motivar, competencia para dirigir la competición, competencia para enseñar y competencia para desarrollar el carácter) era el que presentaba mejores índices de ajuste. Estos resultados se asemejan a los encontrados por Myers et al. (2006) en el que también propusieron un modelo multidimensional formado por cuatro factores. De igual forma, Myers et al. (2010) encontraron un modelo multidimensional formado por cinco factores (competencia para motivar, competencia para dirigir la competición, competencia para enseñar, competencia para desarrollar el carácter y competencia para desarrollar la condición física) cuando el análisis era intra-equipo y un modelo unidimensional cuando en análisis era entre equipos. Como se comentó anteriormente, en el presente estudio no se introdujo el factor condición física, ya que la muestra de esta investigación estaba formada por equipos profesionales de fútbol, en los que la planificación de la preparación física no es exclusiva del entrenador, sino del preparador físico. En cambio, en el estudio realizado por Myers et al. (2010) la muestra estaba constituida por adolescentes de entre 12 y 18 años, donde por lo general el preparador físico no figura en el organigrama de los equipos y es el propio entrenador el encargado de la condición física. Por lo tanto, se confirma la primera hipótesis planteada en el estudio que afirmaba que el instrumento se comportaría de forma multidimensional.

En segundo lugar, se compararon los modelos 2 y 3 con el objetivo de verificar si el cuestionario respondía mejor a una estructura de primer orden o de segundo orden. A pesar de que ambas soluciones presentaron índices de ajuste similares, las elevadas cargas factoriales entre los factores específicos y el

factor global encontrados en la estructura de segundo orden apoyaban nuestra hipótesis de que la solución de primer orden representaría mejor la estructura del cuestionario. Myers, Chase, Beauchamp, y Jackson (2010), en la validación inicial del cuestionario, también demostraron la superioridad de la estructura de primer orden con respecto a la estructura jerárquica. Además, desde una perspectiva práctica, para futuros trabajos que quieran emplear este cuestionario, entendemos que la estructura de primer orden (con 4 factores específicos) puede aportar una información más específica acerca de las posibles asociaciones de los diferentes tipos de competencia con el resto de variables.

	1	2	3	4
1. Competencia para motivar	-	.838***	.795***	.896***
2. Competencia para dirigir la competición	.490***	-	.925***	.805***
3. Competencia para enseñar	.582***	.630***	-	.842***
4. Competencia para desarrollar el carácter	.478***	.515***	.498***	-

Tabla 3

Correlaciones entre factores de primer orden de los modelos 3 (CFA) y 4 (ESEM).

Nota. Los valores por encima de la diagonal corresponden al CFA. Los valores por debajo de la diagonal corresponden al ESEM.

Por último, dadas las altas correlaciones obtenidas en la solución CFA de primer orden, y siguiendo la perspectiva utilizada por Myers (2013) y Myers et al. (2011), se evaluó una estructura ESEM con cuatro factores de primer orden. Esta estructura resultó ser la solución con mejor ajuste a los datos y presentó unas correlaciones entre factores más bajas, lo que apoyó la hipótesis planteada. Estos resultados coinciden con el estudio de Myers, Chase, Pierce, y Martin (2011) y con otros estudios desarrollados en el contexto deportivo, en los que también se demostró la superioridad de una estructura ESEM con respecto a la tradicional CFA para representar escalas multidimensionales. Por ello, se puede afirmar que el hecho de permitir las cargas cruzadas proporciona una mejor representación de la estructura factorial, así como una estimación más precisa de las correlaciones de factores (Asparouhov y Muthén, 2009). Como ha sido explicado en el apartado de resultados, algunas de las cargas cruzadas fueron significativas. Sin embargo, estos hallazgos son habituales cuando se evalúan estructuras ESEM en escalas donde los factores de primer orden están positivamente asociados. Además, esta perspectiva puede ser particularmente útil para paliar diferentes fuentes de desajuste que permanecerían ocultas si las cargas cruzadas estuvieran fijadas a 0 (Asparouhov y Muthén, 2009; Marsh et al., 2009).

Por otro lado, la cuarta hipótesis afirmaba que los factores del cuestionario obtendrían una adecuada consistencia interna. En este sentido, los coeficientes registrados fueron adecuados, con puntuaciones por encima del criterio de .70 (Nunnally, 1978). Tan solo el factor de competencia para desarrollar el carácter, mostró un índice de fiabilidad de .66. En anteriores investigaciones (Myers et al., 2010, 2006), a pesar de que todos los factores de competencia

obtuvieron puntuaciones adecuadas, el factor de competencia para desarrollar el carácter fue el que presentó menor índice de consistencia interna, al igual que en el presente trabajo. Debido a que el factor está constituido por tres ítems, y es considerado un número reducido de ítems, se puede aceptar dicho factor con esos valores de consistencia interna (Hair et al., 2006), confirmando con esto la cuarta hipótesis planteada en este estudio.

La quinta hipótesis postulaba una apropiada validez concurrente a través de una relación positiva entre los factores de competencia y la satisfacción con el entrenador. Como se aprecia en los resultados, los cuatro factores de competencia presentan una correlación significativa con la escala de satisfacción con el entrenador, como habían constatado anteriormente Myers et al. (2011). Con esto se comprueba cómo aquellos jugadores que perciben una competencia en su entrenador son los que están más satisfechos con el mismo, posiblemente provocado porque lo ven competente, lo respetan y están satisfechos con su labor. Por lo tanto, se puede afirmar que el instrumento presenta una adecuada validez concurrente, como fue propuesto en la quinta hipótesis de esta investigación.

Por último, la sexta hipótesis afirmaba que el cuestionario de percepción de competencia del entrenador se mostraría invariante en función del género. Los resultados encontrados en el modelo configural y los diferentes modelos con restricciones, permiten concluir que el cuestionario se comporta de igual forma para jugadores de género masculino y femenino. Estos resultados se asemejan a los encontrados por Myers et al. (2010), confirmando con ello la hipótesis inicial planteada de

que el instrumento es invariante en función del género.

En cuanto a las limitaciones del estudio, el presente trabajo es de corte transversal, es decir, la recogida de datos se realizó en un momento concreto de la temporada. Por lo tanto, si tenemos en cuenta la naturaleza dinámica de los comportamientos del entrenador, sería necesario estudios longitudinales para observar cómo la variable puede fluctuar a lo largo de la temporada deportiva, por lo que el modelo de medida también podría presentar cambios a lo largo del tiempo. Por ello, futuros estudios podrían analizar la estabilidad temporal de la escala a lo largo de la temporada deportiva. Así mismo, sería interesante validar dicho cuestionario en otros deportes, ya que estas pruebas psicométricas fueron desarrolladas exclusivamente en fútbol. Igualmente, para futuras investigaciones sería interesante utilizar otras poblaciones, para comprobar si el instrumento sería invariante en diferentes niveles competitivos.

En definitiva, los resultados indican que la escala adaptada al español tiene una adecuada estructura factorial, consistencia interna y validez concurrente, y además, es invariante en función del género. Por lo tanto, la versión española del instrumento desarrollado puede ser utilizada en el ámbito deportivo ya que se presenta como una escala válida y fiable para el análisis de la competencia del entrenador percibida por los jugadores. Desde una perspectiva práctica, los resultados implican que los entrenadores y psicólogos deportivos podrían utilizar esta escala para medir cada una de las dimensiones del instrumento de competencia del entrenador en deportistas de alto rendimiento.

VALIDACIÓN AL CASTELLANO DE LA ESCALA SOBRE COMPETENCIA DEL ENTRENADOR

PALABRAS CLAVES: competencia, satisfacción, fútbol, género

RESUMEN: El objetivo del estudio fue realizar una validación al castellano de la escala desarrollada por Myers, Chase, Beauchamp, y Jackson (2010) sobre la competencia del entrenador (Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams: APCCS II-HST). La muestra del estudio estuvo formada por 581 jugadores, de los cuales 356 jugadores eran de género masculino y 225 de género femenino, con edades comprendidas entre los 18 y los 39 años ($M = 24.51$; $DT = 3.73$). Tras analizar diferentes modelos de medida, los resultados indican que la estructura Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) de primer orden es la que mejor se ajusta a los datos, mostrando además correlaciones entre factores más bajas. Además, la escala mostró una adecuada consistencia interna y validez concurrente a través de las relaciones con la satisfacción con el entrenador, y se mostró invariante para jugadores de ambos géneros. De esta manera, los entrenadores y psicólogos deportivos podrían utilizar esta escala para medir cada una de las dimensiones del instrumento de competencia del entrenador en deportistas de alto rendimiento.

VALIDAÇÃO EM CASTELHANO DA ESCALA SOBRE COMPETÊNCIA DO TREINADOR

PALAVRAS CHAVE: competência, satisfação, futebol, género.

RESUMO: O objectivo do estudo foi realizar uma validação à língua castelhana da escala desenvolvida por Myers, Chase, Beauchamp, & Jackson (2010) sobre a competência do treinador (Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams: APCCS II-HST). A amostra do estudo foi formada por 581 jogadores, dos quais 356 jogadores eram do género masculino e 225 do género feminino, com idades compreendidas entre os 18 e os 39 anos ($M = 24.51$; $DP = 3.73$). Depois de analisar os diferentes modelos de medida, os resultados indicam que a estrutura Exploratory Structural Equation Modeling (ESEM) de primeira ordem é a que melhor se ajusta aos dados, mostrando ainda correlações entre factores mais baixas. A escala mostrou ainda uma adequada consistência interna e validade simultaneamente através das relações de satisfação com o treinador e invariável para os jogadores de ambos os sexos. Desta maneira os treinadores e psicólogos desportivos poderiam utilizar esta escala para medir cada uma das dimensões do instrumento de competência de treinador em desportistas de alto nível.

Referencias

- Alfermann, D., Lee, M. J., y Würth, S. (2005). Perceived leadership behavior and motivational climate as antecedents of adolescent athletes' skill development. *The Online Journal of Sport Psychology*, 7(2), 14–36.
- Asparouhov, T., y Muthén, B. (2009). Exploratory Structural Equation Modeling. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16(3), 397–438. doi:10.1080/10705510903008204
- Bandura, A. (1986). *Social foundations of thought and action: A social cognitive theory*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York: Freeman.
- Chelladurai, P., y Saleh, S. D. (1978). Preferred leadership in sports. *Canadian Journal of Applied Sport Sciences*, 3, 85–92.
- Chelladurai, P., y Saleh, S. D. (1980). Dimensions of leader behavior in sports: Development of a leadership scale. *Journal of Sport Psychology*, 2, 34–45.
- Chelladurai, P., y Arnott, M. (1985). Decision styles in coaching: Preferences of basketball players. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 56, 15–24.
- Cheung, G. W., y Rensvold, R. B. (2002). Evaluating Goodness-of-Fit Indexes for Testing Measurement Invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233–255. doi:10.1207/S15328007SEM0902
- Chou, H. W., Lin, Y. H., Chang, H. H., y Chuang, W. W. (2013). Transformational leadership and team performance: the mediating roles of cognitive trust and collective efficacy. *SAGE Open*, 3(3), 1–10. doi:10.1177/2158244013497027
- Cole, D., y Maxwell, S. E. (1985). Multitrait-multimethod comparisons across populations: A confirmatory factor analysis approach. *Multivariate Behavioral Research*, 18, 147–167.
- De Backer, M., Boen, F., Ceux, T., De Cuyper, B., Høigaard, R., Callens, F., ... Vande Broek, G. (2011). Do perceived justice and need support of the coach predict team identification and cohesion? Testing their relative importance among top volleyball and handball players in Belgium and Norway. *Psychology of Sport and Exercise*, 12, 192–201. doi:10.1016/j.psychsport.2010.09.009
- Feltz, D. L., Chase, M. A., Moritz, S. E., y Sullivan, P. J. (1999). A conceptual model of coaching efficacy: preliminary investigation and instrument development. *Journal of Educational Psychology*, 91, 765–776.
- García-Calvo, T., Leo, F. M., Gonzalez-Ponce, I., Sánchez-Miguel, P. A., Mouratidis, A., y Ntoumanis, N. (2014). Perceived coach-created and peer-created motivational climates and their associations with team cohesion and athlete satisfaction: evidence from a longitudinal study. *Journal of Sports Sciences*, 32, 1738–50. doi:10.1080/02640414.2014.918641
- González-Ponce, I., Jiménez, R., Leo, F. M., Pulido, J. J., Chamorro, J. L., y García-Calvo, T. (2015). Relación entre lo justo que es el entrenador y la satisfacción de los jugadores. Validación del cuestionario de satisfacción con el entrenador. *En II Congreso Internacional de Optimización del entrenamiento y readaptación físico-deportiva*. Sevilla.
- Hair, J., Black, B., Babin, B., Anderson, R., y Tatham, R. (2006). *Multivariate Data Analysis* (6a ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice-Hall.
- Hambleton, R. K., y Kanjee, A. (1995). Increasing the validity of cross-cultural assessments: Use of improved methods for test adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 11, 147–157.
- Horn, T. S. (2002). Coaching effectiveness in the sport domain. En T. S. Horn (Ed.), *Advances in sport psychology* (2nd ed., pp. 309–354). Champaign, IL: Human Kinetics.
- Kenow, L. J., y Williams, J. M. (1992). Relationship between anxiety, self-confidence, and evaluation of coaching behaviors. *The Sport Psychologist*, 6, 344–357.
- Marsh, H. W., Muthén, B., Asparouhov, T., Lüdtke, O., Robitzsch, A., Morin, A. J., y Trautwein, U. (2009). Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: Application to students' evaluations of university teaching. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 16, 439–476.
- Millsap, R. E. (2011). *Statistical approaches to measurement invariance*. New York, NY: Taylor y Francis.
- Morin, A. J. S., Arens, A., y Marsh, H. (2016). A bifactor exploratory structural equation modeling framework for the identification of distinct sources of construct-relevant psychometric multidimensionality. *Structural Equation Modeling*, 23, 116–139.
- Muthén, L. K., y Muthén, B. O. (1998–2015). *Mplus User's Guide*. Seventh Edition. Los Angeles, CA: Muthén y Muthén.
- Myers, N. D. (2013). Coaching competency and (exploratory) structural equation modeling: A substantive-methodological synergy. *Psychology of Sport and Exercise*, 14(5), 709–718. doi:10.1016/j.psychsport.2013.04.008
- Myers, N. D., Beauchamp, M. R., y Chase, M. A. (2011). Coaching competency and satisfaction with the coach: a multi-level structural equation model. *Journal of Sports Sciences*, 29, 411–22. doi:10.1080/02640414.2010.538710
- Myers, N. D., Beauchamp, M. R., y Chase, M. A. (2011). Coaching competency and satisfaction with the coach: a multi-level structural equation model. *Journal of Sports Sciences*, 29, 411–22. doi:10.1080/02640414.2010.538710
- Myers, N. D., Chase, M. A., Beauchamp, M. R., y Jackson, B. (2010). Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams. *Educational and Psychological Measurement*, 70, 477–494. doi:10.1177/0013164409344520
- Myers, N. D., Chase, M. A., Beauchamp, M. R., y Jackson, B. (2010). *Athletes' Perceptions of Coaching Competency Scale II-High School Teams*, 70(3), 477–494. doi:10.1177/0013164409344520
- Myers, N. D., Chase, M. A., Pierce, S. W., y Martin, E. (2011). Coaching efficacy and exploratory structural equation modeling: A substantive-methodological synergy. *Journal of Sport y Exercise Psychology*, 33, 779–806.
- Myers, N. D., Feltz, D. L., Chase, M. A., Reckase, M. D., y Hancock, G. R. (2008). The Coaching Efficacy Scale II--High School Teams. *Educational and Psychological Measurement*, 68, 1059–1076. doi:10.1177/0013164408318773
- Myers, N. D., Feltz, D. L., Maier, K. S., Wolfe, E. W., y Reckase, M. D. (2006). Athletes' evaluations of their head coach's coaching competency. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 111–121.

- Myers, N. D., Wolfe, E. W., Maier, K. S., Feltz, D. L., y Reckase, M. D. (2006). Extending validity evidence for multidimensional measures of coaching competency. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 77, 451–63.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric theory*. Nueva York: McGraw-Hill.
- Rushall, B. S., y Wiznuk, K. (1985). Athletes' assessment of the coach: The coach evaluation questionnaire. *Canadian Journal of Applied Sport Sciences*, 10, 157–161.
- Smith, R. E., Smoll, F. L., y Hunt, E. B. (1977). A system for the behavioral assessment of athletic coaches. *Research Quarterly*, 48, 401–407.
- Smoll, F. L., y Smith, R. E. (1989). Leadership behaviors in sport: A theoretical model and research paradigm. *Journal of Applied Social Psychology*, 19, 1522–1551.

Anexo 1.
Escala competencia del entrenador

1. Motivar a los jugadores
2. Plantear estrategias que saquen el máximo rendimiento al equipo durante la competición
3. Enseñar a los jugadores aspectos complejos del juego durante los entrenamientos
4. Fomentar una actitud de respeto hacia los demás en sus jugadores
5. Promover que los jugadores no se confíen en exceso cuando son muy superiores al rival
6. Tomar decisiones estratégicas eficaces en situaciones de presión durante la competición
7. Corregir errores técnico-tácticos de los jugadores durante los entrenamientos
8. Influir positivamente en el desarrollo del carácter de los jugadores
9. Ayudar a los jugadores a mantener la confianza en sus habilidades para rendir bien cuando están teniendo un bajo rendimiento
10. Realizar sustituciones adecuadas de jugadores durante la competición
11. Enseñar a los jugadores aspectos básicos del juego durante los entrenamientos
12. Motivar a los jugadores cuando compiten contra rivales débiles
13. Planificar estrategias para minimizar los puntos fuertes del equipo rival durante la competición
14. Enseñar a los diferentes jugadores las habilidades necesarias en función de su posición durante los entrenamientos
15. Promover eficazmente una adecuada deportividad en los jugadores